Volume 10. Issue 21. Spring and Summer 2023. Pages 7 to 28.

Research Paper

# Canonical correlation of development on inequality in Iran

Mohammadreza Taleban*[1], Ehsan Askari[2]

[1] Associate Professor of Sociology, Imam Khomeini and Islamic Revolution Research Institute, Tehran, Iran, taleban@ri-khomeini.ac.ir
[2] PhD in Sociology, Imam Khomeini and Islamic Revolution Research Institute, Tehran, Iran, askariehsan1372@gmail.com

10.22080/SSI.2022.24260.2034

Received:
February 3, 2023
Accepted:
August 23, 2023
Available online:
September 19, 2023

Keywords:
Socioeconomic development, Social inequality, Iran, Canonical correlation analysis

## Abstract

Objectives: The relationship between development and inequality in contemporary Iran has always been one of the most important and challenging issues that has occupied the minds of many thinkers in Iranian society. In this regard, in the present study, an attempt has been made to experimentally examine the relationship between the set of variables that make up the socioeconomic development construct and the set of variables that make up the construct of social inequality in Iranian society by relying on canonical correlation analysis. Methods: Considering the nature of the topic as well as the main question, the current research is an explanatory one that the in-country quantitative comparative method was used with the unit of analysis "Iran/year" for the period from 1368 to 1398. Results: The value of the canonical correlation coefficient for the first principal root was equal to 0.898, which indicated a strong relationship between the combination of two sets of variables indicating the constructs of socioeconomic development and social inequality. The square of this correlation was equal to 0.806, which showed that the set of variables that make up socioeconomic development have been able to predict and explain about 81% of the changes in the set of variables that make up social inequality. The value of the canonical correlation coefficient of the second function was also equal to 0.692, which was interpreted according to its significance level. Conclusion: The first root canonical correlation results showed that there was a very strong relationship (with a correlation coefficient of 0.90) between a linear combination of two sets of variables that make up socio-economic development and social inequality in Iran, which was statistically significant. The final result is that the increase in socio-economic development indicators between 1368 and 1398 in Iran has greatly increased the possibility of social inequality.

*Corresponding Author: Mohammadreza Taleban
Address: Associate Professor of Sociology, Imam Khomeini and Islamic Revolution Research Institute, Tehran, Iran
Email: taleban@ri-khomeini.ac.ir

# Extended abstract

## 1. Introduction

Whether we like it or not, we have entered a new and complex world with all kinds of interactions and communications. To what extent it is possible to adapt to such changes and developments, is basically a matter that is considered very important, and the main part of the culture and structure of any society is directly related to this interaction and adaptation. In fact, modern and new technologies have gradually found their place in human life today and these factors have caused the level of development of societies to expand as well. In the meantime, what is important and promising is that at the same time as these major and extensive changes and developments, which have undoubtedly had an impact on the level of development of societies, another variable is brought up, which basically refers to the theoretical model of various thinkers. Different and contradictory ratios have been seen between it and development, and that variable is social inequality. In fact, the achievement and development of such a relationship between the two components of development and social inequality has been the focus of many thinkers during the last century; however, recently it has been discussed a lot. Two very important and complex concepts that these two factors have caused are the formation of a tight and deep relationship and sometimes presenting a variety of contradictory theoretical models between them. During the previous century, there have been a variety of controversies and contradictions in terms of providing such a connection between different thinkers. This means that some of these theorists and thinkers believe that social equality can be considered as a basic factor to achieve socioeconomic development. On the other hand, according to some claim, there is a different form of these views and witness in many societies; thus, in societies with a high level of socioeconomic development, a kind of inequality and gap is also observed. In Iranian society, this issue has been followed in a significant way, especially after the victory of the Islamic Revolution and each government has tried to respond to this issue in some way and prioritize one or both of them.

Based on what has been reviewed, the conditions required to pay attention to this relationship and the effect of the two mentioned variables based on canonical correlation analysis in Iranian society. In other words, in this research, the researcher tries to answer the basic question that how the effect of socioeconomic development on social inequality can be analyzed and discussed.

## 2. Methods

The current study is an explanatory study in which a quantitative comparative method has been used. In the current research, the unit of analysis is Iran/year for the period 1368 to 1398. The method of data analysis in this research is "canonical correlation", which is one of the multivariate statistical methods. Canonical correlation analysis is the same as multiple regression analysis but with more than one dependent variable. The main logic of canonical correlation is to create two linear combinations through least squares analysis; one for independent variables and the other for dependent variables; in fact, canonical correlation is the correlation between these two combinations. The squared canonical correlation is also an estimate of the common variance between these two

combinations. Thus, canonical correlation is the correlation between two vectors, where each vector is a linear representative of a group of variables. In addition, since one of the advantages of canonical correlation analysis is the possibility of identifying and analyzing more than one source of variance, the value of this method increases. In multiple regression analysis, while the dependent variable may have more than one source of variance, there is only one regression equation. However, canonical correlation can provide more than one set of equations. In this research, first, the canonical correlation of the first and the largest source of variance is provided; then, it systematically extracts and analyzes the second and major source of variance.

## 3. Results

The results and findings of this research have shown that the canonical correlation analysis has obtained five different functions of the possible effects of the socioeconomic development variable on the social inequality variable. It was found that only the first two functions were examined and interpreted since their significance level was acceptable, and the interpretation of the other three functions was avoided. As for the first function, it can be said that its canonical correlation coefficient is equal to 898.0, which had a focal root equal to 0.806. It meant that about 81% of the total variance of the observations of this research was expressed by the first principal root. The value of the canonical correlation coefficient of the second function was also equal to 0.692, which accordingly was interpreted to be at a significant level.

## 4. Conclusion

Based on the nature of the variables, the final findings of this research, as well as the total amount of explained variance, it can be said that the canonical correlation analysis was a suitable and acceptable test for such an investigation.

### Financial resources

This work was done under the material support of the Fund for the Support of Researchers and Technologists of the country (INSF) taken from the project number "4003754".

### Contribution of the authors

This work was taken from the mentioned research project and was written by Ehsan Asgari under the guidance of Dr. Mohammad Reza Taleban.

### Conflict of interest

This work has not been published elsewhere and has not been submitted to another publication at the same time.

### Acknowledgment and thanks

We have the utmost appreciation and thanks to the esteemed agents of the country's researchers and technologists support fund for supporting this project and concluding the cooperation agreement.

`

علمی پژوهشی

# همبستگی کانونیکال توسعه بر نابرابری در ایران

محمّد رضا طالبان [۱*]، احسان عسگری [۲]

[۱] دانشیار گروه جامعه شناسی ، پژوهشکده امام خمینی (س) و انقلاب اسلامی، تهران، ایران، taleban@ri-khomeini.ac.ir
[۲] دکترای جامعه شناسی ، پژوهشکده امام خمینی (س) و انقلاب اسلامی، تهران، ایران، askariehsan1372@gmail.com

10.22080/SSI.2022.24260.2034

تاریخ دریافت:
۱۴ بهمن ۱۴۰۱
تاریخ پذیرش:
۱ شهریور ۱۴۰۲
تاریخ انتشار:
۲۸ شهریور ۱۴۰۲

## چکیده

اهداف: نسبت میان توسعه و نابرابری در ایران معاصر همواره از موضوعات مهم و چالش‌برانگیز بوده است که اذهان بسیاری از اندیشمندان جامعه ایران را به خود مشغول داشته است. در همین راستا، در مطالعة حاضر تلاش شده است با تکیه بر تحلیل همبستگی کانونیکال، ارتباط میان مجموعه متغیرهای سازنده سازه توسعة اقتصادی_اجتماعی و مجموعه متغیرهای سازنده سازه نابرابری اجتماعی در جامعة ایران مورد بررسی تجربی قرار گیرد. روش مطالعه: با توجّه به ماهیت موضوع و همچنین پرسش اصلی، پژوهش حاضر از حیث نوع مطالعه، تبیینی می باشد که از روش تطبیقی ِکمّی درون‌کشوری با واحد تحلیل "ایران/ سال" برای دورة زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۸ استفاده شده است. یافته ها: مقدار ضریب همبستگی کانونیکال برای ریشه اصلی اول معادل ۰/۸۹۸ بوده است که مبین رابطه‌ای قوی بین ترکیبی از دو مجموعه متغیرهای نشانگر سازه‌های توسعة اقتصادی_اجتماعی و نابرابری اجتماعی است. مجذور این همبستگی معادل با ۰/۸۰۶ بدست آمد که مبین آن بود که مجموعة متغیرهای سازنده توسعة اقتصادی _ اجتماعی توانسته‌اند حدود ۸۱ درصد از تغییرات مجموعة متغیرهای سازنده نابرابری اجتماعی را پیش‌بینی و تبیین کنند. مقدار ضریب همبستگی کانونیکال تابع دوم نیز معادل ۰/۶۹۲ بدست آمد که با توجه به سطح معناداری آن مورد تفسیر قرار گرفت. نتیجه گیری: نتایج همبستگی کانونیکال ریشه اول نشان داد که رابطه‌ای بسیار قوی (با ضریب همبستگی ۰/۹۰) میان ترکیبی خطی از دو مجموعه از متغیرهای سازنده توسعة اقتصادی-اجتماعی و نابرابری اجتماعی در ایران وجود داشته که از لحاظ آماری نیز کاملاً معنادار بوده است. نتیجه نهایی آن که، افزایش شاخص‌های توسعة اقتصادی-اجتماعی در دورة زمانی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۸ در ایران، احتمال عمیق‌تر شدن میزان نابرابری اجتماعی را بشدت افزایش داده است.

کلیدواژه ها:
توسعة اقتصادی_اجتماعی، نابرابری اجتماعی، همبستگی کانونیکال، ایران

* **نویسنده مسئول:** محمّد رضا طالبان
**آدرس:** دانشیار گروه جامعه شناسی، پژوهشکده امام خمینی (س) و انقلاب اسلامی، تهران، ایران **ایمیل:** taleban@ri-khomeini.ac.ir

## ۱ مقدمه و بیان مسأله

پرسش مهمی که همواره ذهن اندیشمندان و متفکرین جوامع بشری را به خود مشغول داشته و آنان در پی ارائهٔ پاسخی مناسب بدان هستند، این است که آیا برقراری نوعی برابری اجتماعی تحت‌تأثیر شکل‌گیری و گسترش سطح توسعهٔ یک جامعه بوده است یا اینکه برعکس، برابری اجتماعی میان انسان‌ها تابع منطق و مفاهیمی مجرد و کلّی است و ممکن است حتی برابری انسان‌ها و رفتارهایشان بر گسترش و شیوهٔ شکل‌گیری توسعه‌یافتگی تأثیرگذار بوده باشد؟ البته از منظری دیگر می‌توان این پرسش را به این شکل مطرح کرد که رابطهٔ انسان و رفتارهایش از حیث برابری اجتماعی با شکل توسعه‌یافتگی آن جامعه بر چه اساسی شکل گرفته و اساساً چگونه می‌توان نوعی تعامل میان آنها را مورد تبیین و مداقه قرار داد؟ به‌عبارتی، آیا خصوصیت و ویژگی خاصی در مورد برتری و اولویت یکی از آنها وجود دارد یا اینکه هردو مفهوم، دو روی یک واقعیت محسوب می‌شوند که همیشه در تعامل با یکدیگر هستند؟ از سوی دیگر، آیا این تعامل و ارتباط از جامعه‌ای به جامعهٔ دیگر متفاوت است یا در همهٔ جوامع به‌شکل یکسانی ارائه شده است؟

درواقع این‌ها پرسش‌هایی هستند که همواره ذهن اندیشمندان مختلف را به خود مشغول داشته است. ما چه بخواهیم، چه نخواهیم، وارد دنیایی جدید و پیچیده همراه با انواعی از تعاملات و ارتباطات شده‌ایم. اینکه تا چه میزان می‌توان خود را با این‌گونه تغییر و تحولات وفق داد، اساساً موضوعی است که بسیار مهم تلقی می‌گردد و بخش عمدهٔ فرهنگ و ساختار هر جامعه‌ای نیز به‌طور مستقیم به‌شکل این تعامل و انطباق برمی‌گردد. در واقع تکنولوژی‌های مدرن و جدید، کم‌کم جایگاهشان را در زندگی انسان امروز پیدا کرده‌اند و همین عوامل باعث شده‌اند که بالتبع سطح توسعه‌یافتگی جوامع نیز گسترش یابد. در این میان آنچه مهم و مطمح نظر است، این است که همزمان با این تغییر و تحولات گسترده و عمده که بدون شک بر سطح توسعهٔ جوامع نیز تأثیرگذار بوده‌اند، متغیر دیگری مطرح می‌شود که اساساً با استناد به الگوی نظری اندیشمندان مختلف، نسبت‌های متفاوت و متناقضی میان آن و توسعه‌یافتگی دیده شده است و آن متغیر نابرابری اجتماعی است.

به‌واقع دستیابی و انکشاف چنین نسبت و ارتباطی میان دو مؤلفهٔ توسعه و نابرابری اجتماعی هرچند که طی یک سدهٔ اخیر مورد توجه بسیاری از اندیشمندان بوده، امّا اخیراً بسیار مورد بحث و بررسی واقع شده است. دو مفهوم بسیار مهم و در عین حال پیچیده که همین دو عامل باعث شکل‌گیری ارتباطی تنگ و عمیق و گاهاً ارائهٔ انواعی از الگوهای نظری متناقض میان آنها شده است.

چنانچه برای دستیابی به ارتباط مفهوم توسعه با سایر متغیرهای کلان اجتماعی، مؤسسهٔ جهانی پژوهش‌های اقتصاد توسعه در سال ۱۹۹۹میلادی نتایج تحقیقاتی را منتشر کرد که پرسش اصلی آن مبتنی بر این بود که از تجربهٔ توسعهٔ قرن بیستم چه چیزهایی برای قرن بیست‌ویکم می‌توان آموخت که نتایج این تحقیقات حکایت از این امر داشت که تقریباً تمام عوامل بازتولیدکنندهٔ توسعه‌نیافتگی ریشه در غفلت از مسئلهٔ عدالت اجتماعی و نابرابری‌های فاقد توجیه داشته است (مؤمنی، ۱۳۹۶ : ۲۸۵).

به‌واقع طی یک سدهٔ پیشین انواعی از مجادلات و تناقضات از حیث ارائهٔ چنین ارتباطی میان اندیشمندان مختلف شکل گرفته است. بدین معنی که برخی از این نظریه‌پردازان و اندیشمندان معتقدند که برابری اجتماعی می‌تواند به‌عنوان عاملی اساسی برای دستیابی به توسعهٔ اقتصادی _ اجتماعی تلقی گردد، اما در مقابل نیز برخی ادّعا دارند که در بسیاری از جوامع، شکل متفاوتی از این دیدگاه‌ها را می‌توان شاهد بود؛ بدین صورت که در جوامعی با برخورداری از سطح توسعه‌یافتگی اقتصادی_اجتماعی بالا، نوعی نابرابری و شکاف نیز مشاهده می‌گردد. در جامعهٔ ایران نیز این امر

به‌خصوص بعد از پیروزی انقلاب اسلامی به‌صورت چشمگیر دنبال شده و هرکدام از دولت‌ها سعی داشته‌اند، به‌نوعی به این مسئله پاسخ و اولویت خود را بر تحقق یک یا هردوی آنها قرار دهند.

با استناد به آنچه مرور گردید، شرایط اقتضا می‌کند به مداقة این ارتباط و تأثیر دو سازة مزبور در جامعة ایران براساس مدل آماری همبستگی کانونیکال بپردازیم. به عبارتی دیگر، محقق در این پژوهش تلاش می‌کند به این پرسش اساسی پاسخ دهد که تأثیر مجموعهٔ متغیرها یا شاخص‌های سازندهٔ سازهٔ توسعه اقتصادی _ اجتماعی بر روی مجموعه متغیرها یا شاخص‌های سازندهٔ سازهٔ نابرابری اجتماعی چگونه است؟

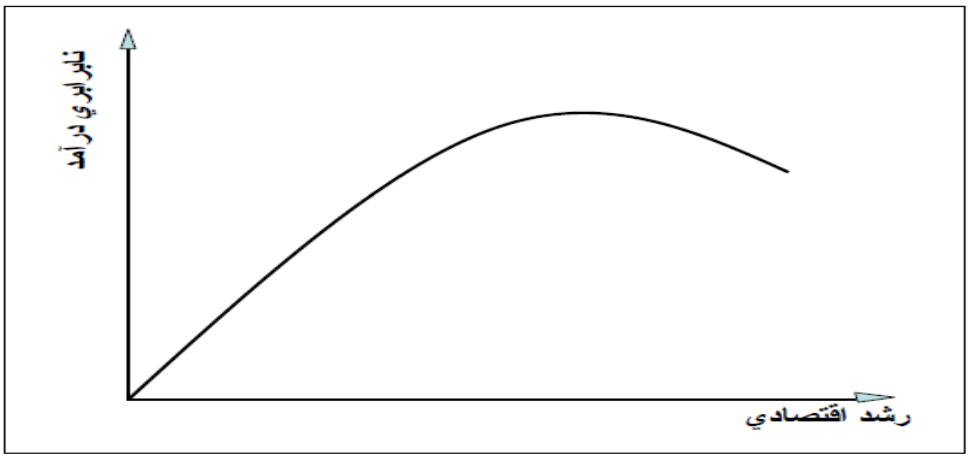
## ۲ پیشینة نظری

کشمکش و مجادله بین طرفداران معطوف به توسعه و حامیان نظریه‌های کاهش نابرابری، طی سدة اخیر و به‌خصوص از دهة ۱۹۷۰ (م)، همواره از موضوعات مهمی بوده است که ذهن بسیاری از اندیشمندان و صاحب‌نظران این حوزه را به خود مشغول ساخته است. جایی که برخی اندیشمندان بر این دیدگاه صحّه گذاشته‌اند که در واقع نیل به توسعه همراه با خود می‌تواند چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت، میزان نابرابری‌های اجتماعی را به‌طرز محسوسی کاهش دهد، امّا در نقطة مقابل چنین نگرشی، برخی اندیشمندان به این نظر قائل هستند که اتفاقاً توسعة بالا می‌تواند در جهت عکس برقراری برابری و عدالت اجتماعی عمل نماید. چنانچه طی سال‌های اخیر این منازعات با شدت بیشتری بین اندیشمندان مختلف و فعالان این حوزه‌ها، شکل جدیدی به خود گرفته است که گاهاً تناقضات زیادی هم در این میان بین آرا و عقاید آنها به چشم می‌خورد. لذا آنچه شرایط پژوهش حاضر با توجّه به موضوع و ماهیت آن اقتضا می‌کند، در واقع نیل به دیدگاه‌هایی در راستای تحقق چنین هدفی است که بر این اساس سعی گردد تا حد امکان و به‌صورت نسبتاً جامع چنین دیدگاه‌های متناقض و هم‌سویی آورده شوند تا ضمن نوعی دسته‌بندی و طبقه‌بندی از آنها، در واقع هم توانسته باشیم مروری بر این مجادلات داشته باشیم و هم اینکه در پژوهش حاضر از این دیدگاه‌ها به‌عنوان پیشینه‌ای جامع و جمع‌بندی‌شده نهایت بهره را برد؛ هرچند که آوردن این الگوهای نظری متفاوت صرفاً به‌عنوان راهنمایی در جهت ارائة انواع ارتباط‌های ممکن بین دو مؤلفة مزبور است و در واقع با توجه به ماهیّت تحقیق، نقش آنها فقط هدایتگر مسیر است. چنانچه پس از جنگ جهانی دوم، اولین و مهم‌ترین بررسی در زمینة ادبیات مربوط به ارتباط رشد و نابرابری به‌شکل ارتباطی سهمی با فرضیة کوزنتس[1](۱۹۵۵) انجام شد. براساس این فرضیه که به «منحني وارون U» مشهور شده است، باید گفت که رشد سرانه ابتدا نابرابري درآمدي بالاتري را به‌وجود مي‌آورد، اما بعداً برابري بيشتري به بار مي‌آورد. در واقع با تکیه بر چنین فرضیه‌ای می‌توان ادعا نمود که کوزنتس به توسعه‌یافتگی به‌عنوان نوعی فرایندگذار از اقتصاد سنتی (روستایی) به اقتصاد نوین (شهری) توجه نموده است و به این نتیجه رسیده است که در مراحل اولیة توسعه، توزیع درآمد شکل نامناسبی به خود می‌گیرد و شکاف درآمدی بیشتر می‌شود؛ زیرا بر اثر این تحول و گذار، تعداد کمی از مردم قادرند به بخش نوین یا مدرن منتقل شوند و بدین ترتیب، اختلاف سطح دستمزد بین بخش سنتی و نوین بیشتر می‌شود، اما در مراحل بعدی توسعه، توزیع درآمد وضعیت مناسب‌تری به خود می‌گیرد؛ چرا که شمار بیشتری از مردم جذب بخش نوین می‌شوند و به تدریج به‌دلیل کمیابی نیروی کار در بخش سنتی، سطح دستمزد در بخش سنتی هم افزایش پیدا می‌کند و به سطح دستمزد بخش نوین نزدیک میشود (مهرگان و دیگران، ۱۳۸۷ : ۶۰-۵۹). چنانچه برای درک راحت‌تر چنین فرضیه‌ای می‌توان به‌شکل ذیل

[1] Kuznets hypothesis

رجوع نمود که بیانگر رابطه‌ای به‌شکل وارون U بین مؤلفه‌های مذکور است.

**شکل شماره (۱):منحني وارون U فرضية كوزنتس**




لیست معتقد است درحالی‌که در دوران اولیه بسیاری از اقتصاددانان بزرگ توسعه هر نوع سمت‌گیری معطوف به عدالت را به ضرر نظام اقتصادی، بالندگی تولید و انگیزه‌های کارآفرینی می‌دانستند، با گذشت زمان و با پرداخت هزینه‌های انسانی و مادی قابل توجه به‌تدریج کار به جایی رسید که در شرایط کنونی نسبت عدالت اجتماعی و توسعة ملی در قالب رابطه‌ای ارگانیک تبیین می‌شود و شرایط عادلانه جزو متغیرهای بسیار مهم و تعیین‌کنندة عملکرد مطلوب اقتصادی محسوب می‌شود (لیست، ۱۳۷۸ : ۲۶).

باترا در بررسی خود در مورد عملکرد بیش از دویست سال اقتصاد آمریکا نشان داد که رابطه‌ای معنی‌دار بین وضعیت جامعه از نظر نحوة توزیع درآمدها و ثروت‌ها و وضعیت عملکرد اقتصادی در دوره‌های رونق، کسادی، رکود و بحران وجود دارد. او نشان داد که بزرگ‌ترین بحران‌ها در تاریخ اقتصادی ایالات متحدة آمریکا درست در زمان‌هایی اتفاق افتاده که وضعیت توزیع درآمد و ثروت‌ها در بدترین شرایط تاریخی خود قرار داشته است (باترا، ۱۳۶۹).

استیگلیتس و میر ضمن تأکید بر این نکته که حتی در کشورهای پیشرفتة صنعتی نیز نابرابری‌ها به سو عملکرد اقتصادی منجر می‌شود، اضافه می‌کنند که در همة کشورهای جهان البته با درجات متفاوت، نابرابری‌ها منشأ سو عملکرد اقتصادی، بی‌ثباتی، خشونت و جرم‌زایی می‌شوند (استیگلیتس و میر، ۱۳۸۲ : ۱۱۹-۱۱۸).

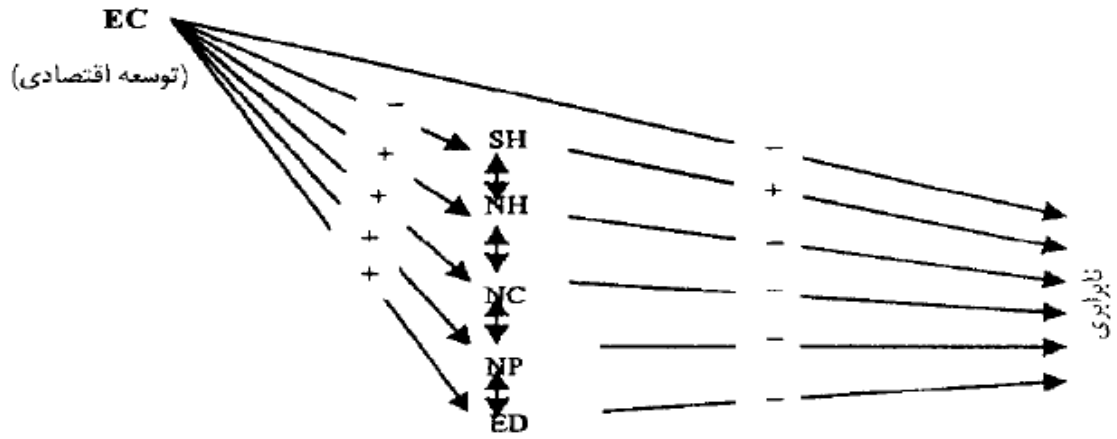
میردال در نوشتة عظیم و سه‌جلدی خود به نام درام آسیایی، با این دیدگاه برخی اقتصاددانآنکه نابرابری فزایندة داخلی را به‌عنوان نتیجة ناگزیر رشد مسلم فرض می‌کردند، مخالف بود. او استدلال می‌کرد که برابری بیشتر، شرط اساسی‌تر و به‌اصطلاح امروزی پایدارتری است (حقیقی، ۱۳۸۵ : ۹۷).

دارون عجم اوغلو و جیمزای. رابینسون در کتاب چرا ملت‌ها شکست می‌خورند (۲۰۱۴) اعتقاد دارند که با انقلاب صنعتی در بریتانیا یا انگلستان، نابرابری بین‌المللی به‌شدت افزایش یافته است، زیرا تنها برخی از بخش‌های جهان، نوآوری و فناوری‌های جدیدی را که مردانی چون آرکرایت، وات و در پی آنها بسیاری دیگر توسعه بخشیدند، به کار بستند. در

واقع آنها معتقد هستند امروزه نابرابری جهانی بدان علت وجود دارد که در قرن‌های نوزدهم و بیستم، برخی ملت‌ها توانستند حداکثر استفاده را از انقلاب صنعتی و فناوری‌ها و روش‌های سازماندهی همراه با آن ببرند، درحالی‌که دیگران قادر به چنین کاری نبودند (اوغلو و رابینسون، ۱۳۹۳ : ۱۵۱ ).

چلبی در کتاب خویش تحت‌عنوان جامعه‌شناسی نظم(۱۳۷۵) الگویی نظری به‌صورت تلفیقی ارائه می‌دهد که اندیشهٔ محوری چنین الگویی این است که سطوح توسعهٔ اقتصادی و توسعهٔ سیاسي(توزیع متکثر قدرت سیاسی) هر دو از عوامل تعیین‌کنندهٔ نابرابری‌های اجتماعی هستند. وی در ارائه و مداقهٔ ارتباط میان دو مقولهٔ توسعهٔ اقتصادی و نابرابری سعی نموده است به رابطهٔ توسعهٔ اقتصادی با هریک از ابعاد نابرابری موضعی یعنی تراکم ثروت مادی، تراکم قدرت، تراکم منزلت و تراکم سرمایهٔ فرهنگی بپردازد که بر این اساس وی معتقد است که توسعهٔ اقتصادی با تکیه بر برخی متغیرهای میانجی می‌تواند تأثیر معکوسی بر نابرابری اجتماعی داشته باشد (چلبی، ۱۳۷۵ :۱۸۲-۱۸۱). چنانچه به‌عنوان شمایی کامل از دیدگاه نظری وی در رابطهٔ بین سطح توسعهٔ اقتصادی با میزان نابرابری و متغیرهای عمل‌کنندهٔ بینابینی (مکانیسم‌های عمل‌کننده) می‌توان به مدل ذیل توجه نمود:

**شکل شمارهٔ (۲): مدل تحقیق چلبی از ارتباط میان توسعهٔ اقتصادی و نابرابری اجتماعی[۱]**




رفیع‌پور در کتاب خویش با عنوان توسعه و تضاد (۱۳۸۰) با استناد به اطلاعات تئوریکی برخی صاحب‌نظران این حوزه معتقد است که رشد اقتصادی سریع و مدرنیزه کردن جامعه باعث تشدید نابرابری‌ها می‌گردد. استدلال وی براساس دیدگاه‌های اندیشمندان و صاحب‌نظران آن است که در پی مدرنیزه کردن جامعه، سطح تحصیلات مردم بالا رفته و به تبع آن قشر متوسط به‌وجود می‌آید. در نتیجهٔ این دو عامل، سطح توقع مردم از نظام سیاسی بالا رفته و انتظار آنها از بسط دموکراسی افزایش می‌یابدکه این فرایند (بالا رفتن سطح توقع از حکومت و انتظار دموکراسی) با گسترش صنعت و پیدایش قشر کارگر به‌وجود خواهد آمد. رفیع‌پور در نهایت و با استناد به نتایج تحقیقات تطبیقی بین‌کشوری برخی دانش‌پژوهان به این نتایج دست پیدا نموده است که رشد

[۱] - براساس مدل تحقیق چلبی، متغیرهای میانجی شامل قدرت سلسله مراتب (SH)، تعداد سلسله مراتب (NH)، تعداد سازمان‌ها و کنشگران جمعی (NC)، تعداد مواضع (NP) و آموزش رسمی (ED) است که با رجوع به مدل رسم شده، ارتباط میان دو متغیر توسعه و نابرابری با تکیه بر این متغیرهای پنجگانهٔ میانجی دیده می‌شود.

اقتصادی باعث پیدایش نابرابری، نابرابری موجب کاهش دموکراسی و کاهش دموکراسی موجب رکود اقتصادی می‌گردد. نتیجه آنکه، در بلندمدت میان دو مقولهٔ توسعه و نابرابری نوعی ارتباط مستقیم و مثبت و همچنین میان دو مقولهٔ توسعه و دموکراسی نیز ارتباطی معکوس دیده شده است(رفیع پور، ۱۳۸۰ : ۵۴۷).

## ۳ پیشینهٔ تجربی

با استناد به آنچه در بخش پیشین ذکر گردید، باید گفت که نقش تئوري و دیدگاه‌های نظری فقط راهنمایي در معرفي عوامل تأثیرگذار بر نابرابری اجتماعی است و دیدگاه‌های نظری‌ای که مرور شد، فقط جهت روشن‌تر ساختن ارتباط میان دو مؤلفهٔ توسعهٔ اقتصادی _ اجتماعی و نابرابری اجتماعی ارائه شده است. حال تحقیقاتی شکل گرفته است که مسیر و هدف همهٔ آنها صرفاً آزمون دیدگاه‌های نظری مختلف بوده است و تحقیقی که قبلاً براساس تکنیک مورد استفاده در این پژوهش شکل گرفته باشد، دیده نمی شود. در واقع تحلیل همبستگی کانونیکال آماره‌ای است که در میان انواع تحقیقات علوم انسانی مورد غفلت واقع شده است که در این پژوهش سعی شده است این ضعف بزرگ برطرف گردد. همانطور که گفته شد، با این تکنیک تابه‌حال هیچ پژوهشی شکل نگرفته است، امّا اگر قرار باشد مروری کوتاه بر آنچه در حوزهٔ ارتباط میان مؤلفه‌های مزبور نگارش شده است صورت گیرد، باید اشاره نمود که مثلاً باقری (۱۳۹۴) برای آزمون چنین دیدگاه‌هایی در نوشتاری با عنوان بررسی رابطهٔ بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران به این نتیجه رسیده است که افزایش نرخ رشد اقتصادی سبب کاهش نابرابری در توزیع درآمد گشته است که این بدان معنی بوده است که نتایج تحقیق وی بیشتر با دیدگاه نظری مبنی بر ارتباط خطی منفی سازگار است و برعکس آن، تمیزی‌فر و دیگران (۱۳۹۹) در پژوهش خویش با عنوان «تحلیل جامعه‌شناختی توسعه و نابرابری در ایران» به این نتیجه دست یافته‌اند که میان دو مؤلفهٔ مزبور نوعی ارتباط مستقیم وجود داشته است که این بدان معنی بوده است که نتایج این تحقیق، بیشتر با دیدگاه نظری مبنی بر ارتباط خطی مثبت سازگار بوده است. همچنین باید اضافه نمود که مطالعات فراوانی در زمینهٔ آزمون فرضیهٔ کوزنتس (وارون U) شکل گرفته است که هرکدام سعی نموده‌اند در جوامع مختلف چنین فرضیه‌ای را مورد آزمون و سنجش قرار دهند. مثلاً رام[1](۱۹۸۸) در تحقیقی با عنوان توسعهٔ اقتصادی و نابرابری درآمدی به این نتایج رسیده است که اگر کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای توسعه‌نیافته با هم مورد مطالعه قرار گیرند، فرضیهٔ کوزنتس تأیید می‌گردد، ولی اگر فقط کشورهای در حال توسعه مورد مطالعه قرار بگیرند، آن موقع نتایج به میزان قابل توجهی تغییر می‌یابد. رام(۱۹۹۷) در نوشته‌ای دیگر با عنوان سطح توسعهٔ اقتصادی و نابرابری درآمدی: شواهدی از جهان توسعه یافته بعد از جنگ به این نتیجه رسیده است که برخلاف فرضیهٔ کوزنتس، نابرابری با افزایش درآمد حتی در سطوح بالای توسعه کاهش نمی‌یابد، بلکه الگوی Uمانندی را نشان داده است که با کاهش اولیه و افزایش متعاقب آن در نابرابری درآمدی مشخص می‌شود. همچنین اشرفی و دیگران (۱۳۹۷) در مقاله‌ای با عنوان بررسی رابطهٔ غیرخطی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی: مطالعهٔ موردی ایران به این نتایج دست یافته‌اندکه نابرابری به‌طور معکوس با رشد اقتصادی در بلندمدت مرتبط بوده است. به عبارت دیگر، وجود منحنی به‌شکل U (و نه وارون U کوزنتس) در ایران مورد تأیید قرار گرفته است.

## ۴ دلالت‌های ادبیات تحقیق برای پژوهش حاضر

مطابق آنچه که در بخش قبل اشاره شد، سه دیدگاه نظری رقیب به تبیین چگونگی ارتباط توسعهٔ اقتصادی-اجتماعی و نابرابری اجتماعی پرداخته‌اند.

[1] - Ram

شاید بتوان چکیدهٔ این سه دیدگاه نظری را در این گزاره خلاصه نمود که نابرابری اجتماعی عمدتاً تابعی از مؤلفه‌های سازهٔ توسعهٔ اقتصادی- اجتماعی است. اندکی تأمل، مشخص می‌کند که تفاوت این سه دیدگاه نظری فقط به‌شکل ارتباط یا الگوی این تابع(سهمی، خطی مثبت، خطی منفی) برمی‌گردد. این نوع گزاره‌های نظری که به تبیینِ هم‌تغییری متغیرها از طریق وارسی روابط تابعی می‌پردازند، ذیل سنت پژوهشی کمّی یا آماری قرار می‌گیرد که بنیانش بر منطق ریاضی و تئوری احتمالات است. از آنجا که مسألهٔ این تحقیق حول این پرسش سازمان داده شده است که «تأثیر شاخص‌های مختلف توسعهٔ اقتصادی _ اجتماعی بر شاخص‌های نابرابری اجتماعی چگونه است؟»، می‌توان گفت که این پژوهش از نوع «نظریه‌آزمایی یا آزمون فرضیات» نیست؛ یعنی به‌دنبال آزمون این نیست که کدام یک از این تئوری‌ها و دیدگاه‌های نظری در جامعهٔ ایران تأیید و کدام یک رد می‌گردند. بلکه آنچه در این تحقیق مطمح نظر قرار می‌گیرد، ارائهٔ تحلیلی از تأثیر شاخص‌های مختلف توسعه‌یافتگی بر شاخص‌های نابرابری اجتماعی است. لذا، پاسخ دقیق به پرسش اصلی تحقیق از دلِ نتایج این تحقیق بیرون می‌آید، نه به‌صورت فرضیه‌ای که به‌طور قیاسی از درون دستگاه تئوریک استنتاج و استخراج می‌شود.

## ۵ روش و داده‌ها

### ۵،۱ نوع پژوهش و واحد تحلیل

پژوهش حاضر از حیث نوع مطالعه، تحقیقی«تبیینی» و از حیث طرح تحقیق، «طولیِ تک‌کشوری» با واحد تحلیل«ایران/ سال» برای دورهٔ زمانی ۳۱ ساله بین سال‌های ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۸ ه.ش است. در واقع، واحد تحلیل و واحد مشاهده در پژوهش حاضر«کشور ایران» و تعداد موردهای تحقیق معادل با ۳۱ مشاهده در هر سال است (۳۱= N ). از آنجا که سازه‌های اصلی این تحقیق یعنی، توسعهٔ اقتصادی-اجتماعی و نابرابری اجتماعی صفت سیستم‌های اجتماعی[1] هستند و با توجه به اصل لزوم تناسب روش با موضوع، از روش تطبیقی کمّی استفاده شد. مهم‌ترین وجه ممیزهٔ روش تطبیقی از سایر روش‌های تحقیق در علوم اجتماعی عبارت است از به‌کارگیری واحدهای کلان اجتماعی (سیستم‌ها) به‌عنوان واحد تحلیل.

روش تحلیل داده‌ها در این پژوهش «همبستگی کانونیکال»[2] است که از جمله روش‌های آماری چندمتغیری است. تحلیل همبستگی کانونیکال همان تحلیل رگرسیون چندگانه ولی با بیش از یک متغیر وابسته است. منطق اصلی همبستگی کانونیکال آن است که از طریق تحلیل کمترین مجذورات، دو ترکیب خطی یکی برای متغیرهای مستقل و دیگری برای متغیرهای وابسته ایجاد شود و همبستگی کانونیکال، همبستگی بین این دو ترکیب است. مجذور همبستگی کانونیکال هم برآورد واریانس مشترک بین این دو ترکیب است (کرلینجر و پدهازور،۱۳۶۶، جلد دوم:۱۰). در حقیقت، مجذور همبستگی کانونیکال (همانند ضریب تعیین در رگرسیون) عبارت است از نسبت واریانس یکی از مجموعه‌ها که توسط واریانس یکی دیگر از مجموعه‌ها تبیین شده است. به‌هرحال، اگر یک مجموعه از متغیرها، به‌فرض، یک پدیدهٔ زیربنایی (سازه) و مجموعهٔ دیگر به همان ترتیب، پدیدهٔ مرتبط دیگری را منعکس کند، همبستگی کانونیکال به‌وضوح جهت کشف میزان ارتباط کلی این دو گروه از متغیرها مقتضی و مفید خواهد بود.

پس همبستگی کانونیکال همبستگی بین دو بُردار است که هر بُردار، نمایندهٔ خطی گروهی از متغیرهاست. از آنجا که یکی از مزایای تحلیل همبستگی کانونیکال امکان تشخیص و تحلیل

[1] سیستم‌های اجتماعی یا واحدهای کلان اجتماعی عبارتند از واحدهای جغرافیایی با قلمروهای محیطی که جمعیتی از افراد و خانوارها در آنجا زندگی می‌کنند؛ همچون مناطق شهری، شهرها، شهرستان‌ها، استان‌ها و کشورها.

[2] Canonical Correlation

بیشتر از يك منبع واريانس است، ارزش اين روش بالاتر از تحليل رگرسيون چندگانه است. در تحليل رگرسيون چندگانه در عين حال كه متغير وابسته ممكن است بيش از يك منبع واريانس داشته باشد، فقط يك معادلة رگرسيون وجود دارد. حال آنكه، همبستگي كانونيكال مي‌تواند بيشتر از يك مجموعه معادله را ارائه دهد. در اين حالت، همبستگي كانونيكال ابتدا اولين و بزرگترين منبع واريانس و سپس، به‌طور سيستماتيك دومين، سومين و ... منبع عمدة واريانس را استخراج و تحليل مي‌كند (كرلينجر و پدهازور،۱۳۶۶، جلد دوم: ۱۴). برنامه‌هاي كامپيوتري معمولاً تحليل‌هاي متوالي از همبستگي كانونيكال به‌عمل مي‌آورند و منابع متوالي واريانس را به لحاظ معني‌داربودن آماري مي‌آزمايند. اگر دومين يا سومين همبستگي كانونيكال معني‌دار نشود، آن همبستگي و وزن‌هاي مربوط به آن هم البته تفسير نخواهند شد. لازم به ذكر است كه در تحليل همبستگي كانونيكال روابط متغيرها در درون هر يك از مجموعه‌ها (چه مجموعة متغيرهاي مستقل و چه مجموعة متغيرهاي وابسته) كنترل مي‌شود؛ چون ممكن است متغيرهاي درون يك مجموعه، جفت‌به‌جفت نيز همبسته باشند (طالبان، ۱۳۹۲). در مطالعة حاضر، تحليل همبستگي كانونيكال به‌وسيلة نسخة ۲۶ نرم‌افزار «آمار در علوم اجتماعي»[1] انجام پذيرفت كه اهم نتايج آن در بخش يافته‌ها منعكس شده است.

## ۵،۲ مفهوم سازی

### ۵،۲،۱ توسعة اقتصادی-اجتماعی

مفهوم توسعة اقتصادی- اجتماعی را می‌توان از حیث نظری به معنای به‌کارگیری علوم و فنون جدید برای ایجاد تحولات نهادی در جهت افزایش توانایی مداوم تولید و بالتبع مصرف کالاهای صنعتی دانست. اگرچه، در مطالعات بین‌کشوری و درون‌کشوری مفهوم توسعة اقتصادی- اجتماعی به طرق گوناگونی عملیاتی شده و مورد سنجش قرارگرفته است؛ ولی سرانة تولید ناخالص داخلی هنوز هم متداول‌ترین معرف تجربی برای آن محسوب می‌شود. از سویی دیگر، اگر صنعتی‌شدن را واجد قرب مفهومی بیشتر برای مفهوم توسعة اقتصادی- اجتماعی در نظر بگیریم، متغیر «صنعتی‌شدن» را بایستی معرف یا نماگر مناسب‌تری نسبت به سرانة تولید ناخالص داخلی محسوب نماییم. همچنین، چون در فرایند توسعه و صنعتی شدن به‌دلیل مهاجرت روستائیان به شهرها، جمعیت شهرها بسیار افزایش می‌یابد، بسیاری از پژوهشگران حوزة تطبیقی، متغیر شهرنشینی را معرف مناسبی برای مفهوم توسعة اقتصادی- اجتماعی محسوب نموده‌اند (طالبان، ۱۳۸۹: ۱۵۵).

در پژوهش حاضر جدا از سه معرف یا نماگر تجربی تولید ناخالص داخلی، صنعتی‌شدن، شهرنشینی و به‌منظور افزایش پوشش مفهومی سنجة مزبور، دو معرف «سواد» و «امید به زندگی» که به جنبه‌های اساسی کیفیت زندگی انسان‌ها می‌پردازند و مؤلفه‌های اصلی در «شاخص توسعة انسانی»[2] سازمان ملل هستند نیز مدنظر قرار گرفت. در مجموع، مفهوم توسعة اقتصادی-اجتماعی براساس پنج معرف/ شاخصِ سواد، صنعتی شدن، شهری شدن، تولید ناخالص داخلی و امید به زندگی عملیاتی گردید. متغیر سواد براساس نسبت تعداد افراد باسواد به جمعیت ۶ ساله به بالا محاسبه گردید. نرخ صنعتی‌شدن نیز از میزان برق صنعتی طی هر سال بدست آمد. متغیر شهری شدن از نسبت جمعیت ساکن شهر به جمعیت کل محاسبه شد. شاخص سرانة تولید ناخالص داخلی، نمایانگر ارزش کالاها و خدمات تولید و عرضه‌شده در داخل کشور نسبت به کل جمعیت است. در نهایت، متغیر امید به زندگی در بدو تولد مدنظر قرار گرفت که شاخص اصلی طول عمر اعضای یک سیستم اجتماعی(اعم از شهر، شهرستان، استان، کشور) است. این معرف نشان می‌دهد که هر فرد

[1] SPSS

[2] Human Development Index (HDI)

باید حداقل توقع چند سال زندگی را در جایی که در آن به‌دنیا آمده است، داشته باشد.

### ۵،۲،۲ نابرابری اجتماعی

از حیث تعریف نظری، نابرابری اجتماعی به وضعیتی اشاره دارد که انسان‌ها با قرار گرفتن در جایگاه‌های متفاوت در ساختار یک جامعه، دسترسی نابرابری به آن دسته از امتیازات و منابع باارزش پیدا می‌کنند که بر نحوهٔ زندگی، حقوق، فرصت‌ها و پاداش‌های‌شان تأثیر می‌گذارد (گرب، ۱۳۷۳).

در مورد مفهوم نابرابری اجتماعی نیز اندیشمندان متعددی، شاخص‌های متفاوتی چون ضریب جینی، مقایسهٔ گروه‌های درآمدی، کاهش فقر و شکاف طبقاتی، رفاه همگانی و ... را مدنظر داشته‌اند. چنانچه در این پژوهش دو معرف ضریب جینی و مقایسهٔ گروه‌های درآمدی (دهک‌ها و بیستک‌ها) و ضرایبی چون پالما، اتکینسون و تیل که از حیث سنجش‌پذیر بودنشان، احتمال دسترسی به داده‌های آنها بالاتر است و همچنین جزو متداول‌ترین شاخص‌ها برای سنجش نابرابری اجتماعی محسوب می‌گردند، مدنظر بوده و به ترکیب آنها با عنوان متغیر نابرابری اجتماعی پرداخته شده است.

داده‌های مربوط به تمامی معرف‌های پنج‌گانهٔ مربوط به سازهٔ توسعه‌یافتگی اقتصادی _ اجتماعی(سواد، صنعتی‌شدن، شهری‌شدن، سرانهٔ تولید ناخالص داخلی، امید به زندگی) و معرف‌های شش‌گانهٔ مربوط به سازهٔ نابرابری اجتماعی(ضریب جینی، دهک، بیستک، پالما، اتکینسون و تیل) از مرکز آمار ایران و سازمان برنامه و بودجهٔ کشور استخراج گردیده است.

## ۶ یافته‌های تحقیق

### ۶،۱ یافته‌های توصیفی

در این بخش به مقتضای موضوع پژوهش، لازم دانسته شد که ابتدا مروری کوتاه بر یافته‌های توصیفی و سپس متعاقب آن، یافته‌های تحلیلی داشت.

**جدول شمارهٔ (۱) : یافته‌های توصیفی مربوط به شاخص‌های توسعهٔ اقتصادی_اجتماعی (N=31)**

| آماره‌ها | امید به زندگی(سال) | نسبت باسوادان(درصد) | تولید ناخالص داخلی(میلیارد ریال) | نسبت شهرنشینی | مصرف برق صنعتی(ولت) |
|---|---|---|---|---|---|
| میانگین | ۶۹/۶۳۹۷ | ۸۲/۱۶۱۳ | ۲۵/۷۶۱۳ | ۶۶/۳۹۰۳ | ۱۲۲۸۸۶/۰۶ |
| انحراف معیار | ۳/۵۱۹۴۵ | ۴/۹۱۰۴۸ | ۱۱/۶۵۱۱۱ | ۶/۱۸۷۴۱ | ۷۷۰۵۴/۳۹۹ |
| واریانس | ۱۲/۳۸۷ | ۲۴/۱۱۳ | ۱۳۵/۷۴۸ | ۳۸/۲۸۴ | ۵۹۳۷۳۸۰۳۵۴ |

یافته‌های منعکس‌شده در جدول شمارهٔ (۱) حکایت از آن دارد که تمامی معرف‌های تشکیل‌دهندهٔ سازهٔ توسعهٔ اقتصادی_اجتماعی به‌جز «تولید ناخالص داخلی» خصلت انباشتی داشته‌اند؛ به‌نحوی‌که رشد خطی هریک از آنها در ۳۱ سال مورد بررسی بالای ۰/۹۵ بوده است(ضریب رگرسیون استاندارد هریک از معرف‌ها با متغیر سال)، ولی این رقم برای «تولید ناخالص داخلی» معادل با ۰/۵۴- بوده است که دلالت بر نزول این شاخص به‌طور متوسط در طول این ۳۱ سال داشته است. متعاقب چنین توصیف‌هایی، باید گفت که میانگین امید به زندگی ایرانیان طی دورهٔ مزبور (۶۹ سال)، نسبت باسوادان (۸۲ درصد)، تولید ناخالص داخلی(۲۵ میلیارد ریال)، نسبت شهرنشینی (۶۶درصد) و در نهایت مصرف برق صنعتی نیز حدود ۱۲۲ هزار ولت بوده است.

حال به توصیف داده‌های مربوط به سازهٔ نابرابری اجتماعی و معرف‌های تجربی آن پرداخته خواهد شد.

**جدول شمارهٔ (۲) : یافته‌های توصیفی مربوط به شاخص‌های نابرابری اجتماعی (N=31)**

| آماره‌ها | ضریب جینی | دهک | بیستک | پالما | تیل | اتکینسون |
|---|---|---|---|---|---|---|
| میانگین | ۰/۴۱۳۵۲۶ | ۱۵/۵۸۷۴ | ۸/۸۶۵۸ | ۲/۱۰۵۸۰۶ | ۰/۲۹۱۱۵۸ | ۰/۲۹۱۱۵۸ |
| انحراف معیار | ۰/۰۲۱۳۹۹۵ | ۲/۲۷۶۸۵ | ۱/۰۶۱۴۱ | ۰/۲۴۲۵۶۶۵ | ۰/۰۳۰۸۷۶۶ | ۰/۰۳۰۸۷۶۶ |
| واریانس | ۰/۰۰۰ | ۵/۱۸۴ | ۱/۱۲۷ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۱ |

یافته‌های منعکس‌شده در جدول شمارهٔ (۲) حکایت از آن دارد که تمامی معرف‌های تشکیل‌دهندهٔ سازهٔ نابرابری اجتماعی، دلالت بر نزول این شاخص‌ها به‌طور متوسط در طول این ۳۱ سال داشته است؛ زیرا رشد خطی هریک از آنها در ۳۱ سال مورد بررسی حدود ۰/۷۰- بوده است(ضریب استاندارد رگرسیون هریک از معرف‌ها با متغیر سال). متعاقب چنین توصیف‌هایی نیز می‌توان گفت که میانگین ضریب جینی در ایران و طی سال‌های مزبور (۰/۴۱)، دهک (۱۵/۵۸)، بیستک (۸/۸۶)، پالما (۲/۱۰)، تیل (۰/۲۹) و در نهایت اتکینسون نیز (۰/۲۹) بوده است.

## ۶،۲ یافته‌های تحلیلی

چنآنکه پیش از این گفته شد، یکی از مزایای اصلی تحلیل همبستگی کانونیکال همانا امکان تشخیص و تحلیل بیشتر از یک منبع واریانس در تبیین متغیر وابسته است. در تحلیل رگرسیون چندگانه در عین حال که متغیر وابسته ممکن است بیشتر از یک منبع واریانس داشته باشد، اما فقط یک معادلهٔ رگرسیون وجود دارد. حال آنکه همبستگی کانونیکال، ابتدا اولین و بزرگترین منبع واریانس را استخراج می‌کند که اولین ضریب همبستگی کانونیکال هم شاخصی از رابطهٔ موجود بین دو مجموعه از متغیرهایی است که بر این منبع واریانس مبتنی هستند. سپس به‌طور سیستماتیک دومین منبع عمدهٔ واریانس را که پس از استخراج منبع اول و مستقل از آن در داده‌ها باقی مانده است، تحلیل می‌کند. دومین ضریب همبستگی کانونیکال هم که از اولی کوچکتر است، شاخصی از همبستگی موجود بین دو مجموعه از متغیرهایی است که از این منبع واریانس ناشی می‌شوند و به همین ترتیب منابع یا همبستگی‌های دیگر. تا زمانی که مقدار این همبستگی‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار باشد، آنها نیز تفسیر خواهند شد (کرلینجر و پدهازور، ۱۳۶۶، ج دوم: ۱۴).

از این رو، در مطالعهٔ حاضر سازهٔ توسعهٔ اقتصادی-اجتماعی با ۵ معرف/شاخص و سازهٔ نابرابری اجتماعی با ۶ معرف/شاخص وارد مدل آماری همبستگی کانونیکال شدند تا چگونگی تأثیر متغیرهای پنجگانهٔ نشانگر توسعه اقتصادی-اجتماعی بر شش متغیر نشانگر نابرابری اجتماعی مشخص گردد. جداول زیر برای چنین هدفی تعبیه شده اند.

**جدول شمارهٔ (۳) : همبستگی کانونیکال ارتباط میان سازه توسعهٔ اقتصادی_اجتماعی و نابرابری اجتماعی**

| همبستگی‌های کانونیکال | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| توابع | مقدار همبستگی | مقدار ویژه | آماره ویلکز | F | درجه آزادی | ضریب معناداری |
| 1 | ۰/۸۹۸ | ۴/۱۵۳ | ۰/۰۵۳ | ۲/۹۵۹ | ۳۰ | ۰/۰۰۰ |
| 2 | ۰/۶۹۲ | ۰/۹۱۹ | ۰/۲۷۴ | ۱/۶۸۵ | ۲۰ | ۰/۰۵۰ |
| 3 | ۰/۵۸۶ | ۰/۵۲۲ | ۰/۵۲۶ | ۱/۳۴۱ | ۱۲ | ۰/۲۲۱ |
| 4 | ۰/۳۴۹ | ۰/۱۳۹ | ۰/۸۰۰ | ۰/۹۰۳ | ۶ | ۰/۵۰۱ |
| 5 | ۰/۲۹۷ | ۰/۰۹۷ | ۰/۹۱۲ | | | |

همانطور که ارقام مندرج در جدول شمارهٔ (۳) نشان می‌دهند، در تحلیل کانونیکالی که از دو مجموعه متغیر به عمل آمده است، پنج همبستگی کانونیکال از یکدیگر پدیدار شده اند: اولی به‌مقدار ۰/۸۹۸، دومی به‌مقدار ۰/۶۹۲ و سه تای بعدی به‌ترتیب، معادل با ۰/۵۸۶، ۰/۳۴۹ و ۰/۲۹۷. داده‌های مندرج در این جدول همچنین دال بر این بوده است که مقدار ویژهٔ ریشهٔ اول، واجد ریشهٔ کانونی ۰/۸۰۶(مجذور همبستگی کانونیکال ریشه یا تابع اولی) بوده که ضریب همبستگی کانونیکال آن نیز معادل ۰/۸۹۸ است. در واقع این بدان معناست که حدود ۸۱ درصد کل واریانس مشاهدات این تحقیق توسط ریشهٔ اصلی اول بیان می‌شود و مقادیر ویژهٔ ریشه‌های دوم تا پنجم نیز به‌ترتیب برابر با ۰/۹۱۹، ۰/۵۲۲، ۰/۱۳۹ و ۰/۰۹۷ هستند. به‌عبارتی، مقدار ۰/۸۰۶ بدین معنا است که شاخص‌های مربوط به متغیر توسعهٔ اقتصادی _ اجتماعی حدود ۸۱ درصد از تغییرات شاخص‌های مربوط به متغیر نابرابری اجتماعی را پیش‌بینی و تبیین می‌کنند. از آنجا که در تحلیل کانونیکال به‌دنبال ترکیبی خطی از مجموعهٔ متغیرهای مستقل و مجموعهٔ متغیرهای وابسته هستیم که همبستگی‌شان حداکثر باشد، معمولاً اولین ریشهٔ این مهم را برآورده می‌کند. در اینجا نیز همبستگی کانونیکال ریشهٔ اول به‌مقدار ۰/۸۹۸ مبین رابطه‌ای قابل توجه (بسیار قوی) بین ترکیبی از دو مجموعه از متغیرهاست. به تعبیر دیگر، این همبستگی به‌صورت ظاهر حکایت از آن دارد که انواع شاخص‌های مزبور نابرابری اجتماعی به‌طرز قابل توجهی (بسیار قوی) تحت‌تأثیر شاخص‌های مذکور توسعه‌یافتگی اقتصادی _ اجتماعی قرار می‌گیرند.

همچنین با توجه به ضرایب همبستگی کانونیکال در جدول ارائه شده، می‌توان گفت که دومین همبستگی کانونیکال نیز برابر با ۰/۶۹۲ بوده و در آن ضریب معناداری نیز معادل ۰/۰۵۰ است که بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که با در نظر گرفتن ضریب اطمینان ۰/۹۵، دومین تابع نیز به‌مانند تابع اولی معنی‌دار و قابل تفسیر است. اما در مورد سه تابع بعدی، به‌دلیل اینکه ضریب معناداری آنها در حد نصاب قابل قبول قرار نگرفته‌اند، می‌توان گفت که این توابع معنی‌دار نبوده و قابل تفسیر نیز نیستند. بنابراین دو تابع ابتدایی به‌عنوان همبستگی‌های کانونیکال معنی‌دار در نظر گرفته می‌شوند. در واقع این بدان معنی است که منبع واریانس عمده‌ای پس از استخراج منابع اول و دوم و مستقل از آنها در داده‌ها باقی نمانده است که از طریق ریشه‌های سوم تا پنجم تحلیل شود. لذا فرض صفر مبنی بر نبود همبستگی واقعی میان تابع‌های سوم تا پنجم رد نمی‌گردد و به همین دلیل نتایج مربوط به آنها نیز تفسیر و تحلیل نخواهند شد. بنابراین برای تشخیص وزن هریک از متغیرها در توابع پنج گانهٔ کانونیکال که در جداول زیر منعکس شده‌اند، تنها توابع اول و دوم (هم برای متغیرهای وابسته و هم برای متغیرهای مستقل) مدنظر قرار گرفت (تابع‌ها در این جداول به‌صورت استاندارد و در جداول بعدی نیز به‌صورت غیراستاندارد هستند).

**جدول شمارهٔ (۴) : ضرایب همبستگی کانونیکال استانداردشده مجموعه ۱ (متغیرهای وابسته)**

| ضرایب همبستگی کانونیکال استاندارد شده مجموعه (۱) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| ضریب جینی | -۲/۹۴۳ | ۰/۶۶۲ | -۰/۴۳۰ | -۱۰/۵۳۰ | -۲/۱۴۰ |
| دهک | ۰/۰۷۶ | ۶/۰۸۳ | -۰/۵۷۵ | -۷/۲۶۹ | ۲/۵۸۲ |
| بیستک | ۳/۳۵۰ | -۷/۵۳۷ | ۰/۸۴۴ | ۱۳/۸۹۱ | -۰/۲۹۹ |
| تیل | ۳/۷۷۴ | ۱/۰۸۸ | ۱۰/۱۲۷ | ۱۱/۱۰۱ | -۱/۶۱۹ |
| اتکینسون | -۳/۴۵۵ | -۳/۲۶۶ | -۳/۴۶۹ | -۴/۰۷۰ | ۵/۸۹۵ |
| پالما | ۰/۱۷۲ | ۲/۹۳۶ | -۶/۴۷۲ | -۳/۱۱۲ | -۴/۴۴۵ |

تابع کانونیکال (با نمره‌های استاندارد) که معرف ترکیب خطی از متغیرهای وابسته است، براساس توابع اول و دومی به شرح زیر است:

**تابع کانونیکال نابرابری اجتماعی (براساس تابع اولی)** = ۲/۹۴۳- (ضریب جینی) + ۰/۰۷۶ (دهک) + ۳/۳۵۰ (بیستک) +۳/۷۷۴ (تیل) -۳/۴۴۵- (اتکینسون) + ۰/۱۷۲ (پالما)

**تابع کانونیکال نابرابری اجتماعی (براساس تابع دومی)** = ۰/۶۶۲ (ضریب جینی) + ۶/۰۸۳ (دهک) - ۷/۵۳۷ (بیستک) + ۱/۰۸۸ (تیل) - ۳/۲۶۶ (اتکینسون) + ۲/۹۳۶ (پالما)

**جدول شمارهٔ (۵) : ضرایب همبستگی کانونیکال استانداردشده مجموعه ۲ (متغیرهای مستقل)**

| ضرایب همبستگی کانونیکال استاندارد شده مجموعه (۲) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| امید به زندگی | -۱/۶۳۶ | ۲/۹۵۸ | -۰/۱۸۹ | ۴/۰۳۳ | ۰/۱۸۷ |
| سواد | ۱/۷۱۰ | -۱/۸۴۲ | ۲/۲۹۵ | ۲/۲۰۸ | -۲/۶۱۸ |
| تولید ناخالص داخلی | ۰/۱۰۰ | ۰/۳۷۲ | -۰/۶۲۸ | -۰/۳۸۱ | -۰/۸۸۰ |
| شهری شدن | -۱/۴۳۶ | -۱/۳۶۹ | -۷/۴۸۹ | -۲/۰۹۲ | ۳/۷۰۸ |
| برق صنعتی | ۰/۵۷۰ | ۰/۰۴۵ | ۵/۱۴۷ | -۴/۲۷۵ | -۲/۱۲۰ |

تابع کانونیکال (با نمره‌های استاندارد)که معرف ترکیب خطی از متغیرهای مستقل است، براساس توابع اول و دومی به شرح زیر است:

**تابع کانونیکال توسعهٔ اقتصادی_اجتماعی (براساس تابع اولی)** = ۱/۶۳۶- (امید به زندگی) + ۱/۷۱۰ (سواد) + ۰/۱۰۰ (تولید ناخالص داخلی) – ۱/۴۳۶ (شهری شدن) + ۰/۵۷۰ (برق صنعتی)

**تابع کانونیکال توسعهٔ اقتصادی_اجتماعی (براساس تابع دومی)** = ۲/۹۵۸ (امید به زندگی) – ۱/۸۴۲ (سواد) + ۰/۳۷۲ (تولید ناخالص داخلی) - ۱/۳۶۹ (شهری شدن) + ۰/۰۴۵ (برق صنعتی)

در مورد نتایج و داده‌های مندرج در جداول بالا می‌توان چنین بحث نمود که:

الف. براساس عامل یا تابع (۱) می‌توان گفت که در تابع مربوط به متغیر نابرابری اجتماعی، بیشترین سهم و اهمیت به‌ترتیب از آن معرف‌های تیل، بیستک، اتکینسون و ضریب جینی (خیلی بالا)؛ پالما (پایین)؛ دهک (خیلی پایین) بوده است. در مقابل، در تابع مربوط به متغیر توسعهٔ اقتصادی _ اجتماعی نیز بیشترین سهم و اهمیت به‌ترتیب از آن معرف‌های سواد، امید به زندگی و شهری شدن (خیلی بالا)؛ برق صنعتی (متوسط)؛ تولید ناخالص داخلی (پایین) بوده است. اگر این نکته را بپذیریم که وزن‌های هر دو مجموعه با هم تفسیر می‌شوند، می‌توان اظهار نمود که این وزن‌ها به‌صورت ظاهر دلالت بر آن دارند که در میان متغیرهای وابسته، سهم چهار متغیر تیل، بیستک، اتکینسون و ضریب جینی و در میان متغیرهای مستقل نیز سهم سه متغیر سواد، امید به زندگی و شهری شدن بسیار قابل ملاحظه و سهم متغیرهایی چون پالما و دهک (در متغیر وابسته) و برق صنعتی و تولید ناخالص داخلی (در متغیر مستقل) نیز در حد ضعیف یا بسیار محدود بوده است. در حقیقت، به نظر می‌رسد واریانس مشترکی که در این همبستگی کانونیکال مشاهده شده است، عمدتاً ناشی از متغیرهای تیل، بیستک، اتکینسون و ضریب جینی از یکسو و متغیرهای سواد، امید به زندگی و شهری شدن از سوی دیگر است. مع هذا، این وزن‌ها ضریب‌های تفکیکی‌اند و مقدارشان تحت‌تأثیر همبستگی‌های موجود میان متغیرهای استفاده‌شده در تحلیل قرار می‌گیرد.

ب. براساس عامل یا تابع (۲) می‌توان گفت که در تابع مربوط به متغیر نابرابری اجتماعی، بیشترین

سهم و اهمیت به‌ترتیب از آن معرف‌های بیستک و دهک (خیلی بالا)؛ اتکینسون و پالما (بالا)؛ تیل (متوسط)؛ ضریب جینی (پایین) بوده است. در مقابل، در تابع مربوط به متغیر توسعهٔ اقتصادی _ اجتماعی نیز بیشترین سهم و اهمیت به‌ترتیب از آن معرف‌های امید به زندگی (خیلی بالا)؛ سواد و شهری شدن (بالا)؛ تولید ناخالص داخلی (متوسط)؛ برق صنعتی (پایین) بوده است. اگر این نکته را بپذیریم که وزن‌های هر دو مجموعه با هم تفسیر می‌شوند، می‌توان اظهار نمود که این وزن‌ها به‌صورت ظاهر دلالت بر آن دارند که در میان متغیرهای وابسته، سهم دو متغیر بیستک و دهک و در میان متغیرهای مستقل نیز سهم سه متغیر امید به زندگی، سواد و شهری شدن بسیار قابل ملاحظه و سهم متغیرهایی چون تیل و ضریب جینی (در متغیر وابسته) و تولید ناخالص داخلی و برق صنعتی(در متغیر مستقل) نیز یا در حد متوسط یا ضعیف بوده است. در حقیقت، به نظر می‌رسد واریانس مشترکی که در این همبستگی کانونیکال مشاهده شده است، عمدتاً ناشی از متغیرهای بیستک و دهک از یکسو و متغیرهای امید به زندگی، سواد و شهری شدن از سوی دیگر است. حال به بررسی این ضرایب به‌صورت استاندارد نشده پرداخته خواهد شد.

**جدول شمارهٔ (۶) : ضرایب همبستگی کانونیکال استاندارد نشده مجموعه ۱ (متغیرهای وابسته)**

| ضرایب همبستگی کانونیکال استاندارد نشده مجموعه (۱) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| ضریب جینی | -/۵۰۴ | ۰/۱۱۳ | -۰/۰۷۴ | -۱/۸۰۳ | -۰/۳۶۷ |
| دهک | ۰/۰۱۴ | ۱/۱۳۸ | -۰/۱۰۸ | -۱/۳۶۰ | ۰/۴۸۳ |
| بیستک | ۰/۵۸۷ | -۱/۳۲۱ | ۰/۱۴۸ | ۲/۴۳۴ | -۰/۰۵۲ |
| تیل | ۰/۶۶۵ | ۰/۱۹۲ | ۱/۷۸۴ | ۱/۹۵۶ | -۰/۲۸۵ |
| اتکینسون | -۰/۶۱۳ | -۰/۵۷۹ | -۰/۶۱۵ | -۰/۷۲۲ | ۱/۰۴۶ |
| پالما | ۰/۰۲۹ | ۰/۵۰۲ | -۱/۱۰۷ | -۰/۵۳۲ | -۰/۷۶۱ |

تابع کانونیکال (با نمره‌های غیر استاندارد) که معرف ترکیب خطی از متغیرهای وابسته است، براساس توابع اول و دومی به شرح زیر است:

**تابع کانونیکال نابرابری اجتماعی (براساس تابع اولی)** = -۰/۵۰۴ (ضریب جینی) – ۰/۰۱۴(دهک) + ۰/۵۸۷ (بیستک) + ۰/۶۶۵ (تیل) - ۰/۶۱۳ (اتکینسون) + ۰/۰۲۹ (پالما)

**تابع کانونیکال نابرابری اجتماعی (براساس تابع دومی)** = ۰/۱۱۳ (ضریب جینی) + ۱/۱۳۸ (دهک) - ۱/۳۲۱ (بیستک) + ۰/۱۹۲ (تیل) - ۰/۵۷۹ (اتکینسون) + ۰/۵۰۲ (پالما)

**جدول شمارهٔ (۷) : ضرایب همبستگی کانونیکال استاندارد نشده مجموعه ۲ (متغیرهای مستقل)**

| ضرایب همبستگی کانونیکال / کانونی استاندارد نشده مجموعه (۲) | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| امید به زندگی | -۰/۲۹۳ | ۰/۵۳۰ | -۰/۰۳۴ | ۰/۷۲۳ | ۰/۰۳۳ |
| سواد | ۰/۳۳۴ | -۰/۳۶۰ | ۰/۴۴۹ | ۰/۴۳۲ | -۰/۵۱۲ |
| تولید ناخالص داخلی | ۰/۰۲۳ | ۰/۰۸۵ | -۰/۱۴۳ | -۰/۰۸۷ | -۰/۲۰۱ |
| شهری شدن | -۰/۲۴۱ | -۰/۲۳۰ | -۱/۲۵۸ | -۰/۳۵۱ | ۰/۶۲۳ |
| برق صنعتی | ۰/۰۹۲ | ۰/۰۰۷ | ۰/۸۳۱ | -۰/۶۹۰ | -۰/۳۴۲ |

تابع کانونیکال (با نمره‌های غیر استاندارد) که معرف ترکیب خطی از متغیرهای مستقل است، براساس توابع اول و دومی به شرح زیر است:

**تابع کانونیکال توسعه اقتصادی_اجتماعی (براساس تابع اولی)** = ۰/۲۳۹- (امید به زندگی) + ۰/۳۳۴ (سواد) + ۰/۰۲۳ (تولید ناخالص داخلی) - ۰/۲۴۱ (شهری شدن) + ۰/۰۹۲ (برق صنعتی)

**تابع کانونیکال توسعه اقتصادی_اجتماعی (براساس تابع دومی)** = ۰/۵۳۰(امید به زندگی) – ۰/۳۶۰ (سواد) + ۰/۰۸۵ (تولید ناخالص داخلی) - ۰/۲۳۰ (شهری شدن) + ۰/۰۰۷ (برق صنعتی)

حال در جداول زیر نیز به تحلیل و تفسیر بارهای کانونی هرکدام از مجموعه‌های مزبور(متغیرهای وابسته و مستقل) پرداخته می‌گردد تا بر این اساس بارهای کانونی هر کدام از معرف‌ها مشخص گردد.

**جدول شمارة (۸) : بارهای کانونی مجموعه یک (متغیرهای وابسته)**

| بارهای کانونی مجموعه ۱ | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| ضریب جینی | ۰/۹۳۲ | -۰/۱۵۰ | ۰/۱۰۶ | -۰/۱۱۴ | -۰/۰۷۷ |
| دهک | ۰/۹۶۶ | -۰/۰۵۸ | ۰/۰۲۶ | -۰/۱۲۰ | ۰/۰۸۸ |
| بیستک | ۰/۹۵۷ | -۰/۱۷۰ | ۰/۰۲۰ | -۰/۱۰۱ | ۰/۰۱۳ |
| تیل | ۰/۹۰۳ | ۰/۰۷۰ | ۰/۱۰۱ | ۰/۰۹۶ | -۰/۰۴۸ |
| اتکینسون | ۰/۸۹۸ | ۰/۰۴۳ | ۰/۰۳۸ | ۰/۱۰۷ | ۰/۰۲۴ |
| پالما | ۰/۹۱۰ | ۰/۰۸۰ | -۰/۰۲۳ | ۰/۰۹۸ | -۰/۰۸۸ |

**جدول شمارة (۹) : بارهای کانونی مجموعه دو (متغیرهای مستقل)**

| بارهای کانونی مجموعه ۲ | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| امید به زندگی | -۰/۹۱۴ | -۰/۲۶۳ | ۰/۰۵۵ | ۰/۰۸۶ | -۰/۲۹۱ |
| سواد | -۰/۷۴۶ | -۰/۵۳۸ | ۰/۰۲۴ | ۰/۱۱۱ | -۰/۳۷۷ |
| تولید ناخالص داخلی | ۰/۵۴۱ | ۰/۵۲۱ | -۰/۴۰۲ | -۰/۱۵۹ | -۰/۴۹۹ |
| شهری شدن | -۰/۸۵۴ | -۰/۴۴۵ | -۰/۰۱۹ | -۰/۰۰۸ | -۰/۲۶۸ |
| برق صنعتی | -۰/۸۷۸ | -۰/۳۵۴ | ۰/۱۰۹ | -۰/۰۷۷ | -۰/۲۹۴ |

داده‌های مندرج در جداول شماره (۸) (۹) حکایت از این داشته اند که با تکیه بر بارهای کانونی:

الف. براساس تابع (۱)، متغیرهای دهک، بیستک، ضریب جینی، پالما، تیل و اتکینسون به‌ترتیب با بارهای کانونی ۰/۹۶۶-، ۰/۹۵۷-، ۰/۹۳۲-، ۰/۹۱۰-، ۰/۹۰۳- و ۰/۸۹۸- نقش معناداری را در پیش‌بینی متغیر کانونی توسعة اقتصادی _ اجتماعی داشته‌اند و مجذور این بارهای کانونی نیز به‌ترتیب برابر با ۰/۹۳۳، ۰/۹۱۵، ۰/۸۶۸، ۰/۸۲۸، ۰/۸۱۵و ۰/۸۰۶ است. چنانچه بر این اساس می‌توان گفت که در پیش‌بینی واریانس متغیر توسعة اقتصادی _ اجتماعی، سهم متغیرهای دهک، بیستک، ضریب جینی، پالما، تیل و اتکینسون به‌ترتیب برابر با ۰/۹۳۳، ۰/۹۱۵، ۰/۸۶۸، ۰/۸۲۸، ۰/۸۱۵و ۰/۸۰۶ بوده است.

در مقابل، متغیرهای امید به زندگی، برق صنعتی، شهری شدن، سواد و تولید ناخالص داخلی به‌ترتیب با بارهای کانونی ۰/۹۱۴-، ۰/۸۷۸-، ۰/۸۵۴-، ۰/۷۴۶- و

۰/۵۴۱ نقش معناداری را در پیش‌بینی متغیر کانونی نابرابری اجتماعی داشته اند و مجذور این بارهای کانونی نیز به‌ترتیب برابر با ۰/۸۳۵، ۰/۷۷۰، ۰/۷۲۹، ۰/۵۵۶ و ۰/۲۹۲ است. چنانچه بر این اساس می‌توان گفت که در پیش‌بینی واریانس متغیر نابرابری اجتماعی، سهم متغیرهای امید به زندگی، برق صنعتی، شهری شدن، سواد و تولید ناخالص داخلی به‌ترتیب برابر با ۰/۸۳۵، ۰/۷۷۰، ۰/۷۲۹، ۰/۵۵۶ و ۰/۲۹۲ بوده است.

ب. براساس تابع(۲)، متغیرهای بیستک، ضریب جینی، پالما، تیل، دهک و اتکینسون به‌ترتیب با بارهای کانونی ۰/۱۷۰-، ۰/۱۵۰-، ۰/۰۸۰، ۰/۰۷۰، ۰/۰۵۸- و ۰/۰۴۳- نقش معناداری را در پیش‌بینی متغیر کانونی توسعة اقتصادی _ اجتماعی داشته‌اند و مجذور این بارهای کانونی نیز به‌ترتیب برابر با ۰/۰۲۸۹، ۰/۰۲۲۵، ۰/۰۰۶۴، ۰/۰۰۴۹، ۰/۰۰۳۳و ۰/۰۰۱۸ است. چنانچه بر این اساس می‌توان گفت که در پیش‌بینی واریانس متغیر توسعة اقتصادی _ اجتماعی، سهم متغیرهای بیستک، ضریب جینی، پالما، تیل، دهک و اتکینسون به‌ترتیب برابر با ۰/۰۲۸۹، ۰/۰۲۲۵، ۰/۰۰۶۴، ۰/۰۰۴۹، ۰/۰۰۳۳و ۰/۰۰۱۸ بوده است.

در مقابل، متغیرهای سواد، تولید ناخالص داخلی، شهری شدن، برق صنعتی و امید به زندگی به‌ترتیب با بارهای کانونی ۰/۳۷۲-، ۰/۳۶۱، ۰/۳۰۸-، ۰/۲۴۵- و ۰/۱۸۲- نقش معناداری را در پیش‌بینی متغیر کانونی نابرابری اجتماعی داشته اند و مجذور این بارهای کانونی نیز به‌ترتیب برابر با ۰/۱۳۸، ۰/۱۳۰، ۰/۰۹۴، ۰/۰۶۰ و ۰/۰۳۳ است. چنانچه بر این اساس می‌توان گفت که در پیش‌بینی وایانس متغیر نابرابری اجتماعی، سهم متغیرهای سواد، تولید ناخالص داخلی، شهری شدن، برق صنعتی و امید به زندگی به‌ترتیب برابر با ۰/۱۳۸، ۰/۱۳۰، ۰/۰۹۴، ۰/۰۶۰ و ۰/۰۳۳ بوده است.

متعاقب تحلیل و تفسیر بارهای کانونی هرکدام از معرف‌ها، جداول زیر به‌صورت تعدیل‌شده این بارهای کانونی را نشان داده است.

**جدول شمارة (۱۰) : بارهای کانونی تعدیل شده مجموعه یک (متغیرهای وابسته)**

| بارهای کانونی تعدیل شده مجموعه ۱ | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| ضریب جینی | ۰/۸۳۷ | -۰/۱۰۴ | ۰/۰۶۲ | -۰/۰۴۰ | -۰/۰۲۳ |
| دهک | ۰/۸۶۷ | -۰/۰۴۰ | ۰/۰۱۵ | -۰/۰۴۲ | ۰/۰۲۶ |
| بیستک | ۰/۸۵۹ | -۰/۱۱۸ | ۰/۰۱۱ | -۰/۰۳۵ | ۰/۰۰۴ |
| تیل | ۰/۸۱۱ | ۰/۰۴۹ | ۰/۰۵۹ | ۰/۰۳۴ | -۰/۰۱۴ |
| اتکینسون | ۰/۸۰۶ | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۲۲ | ۰/۰۳۷ | ۰/۰۰۷ |
| پالما | ۰/۸۱۷ | ۰/۰۵۶ | -۰/۰۱۴ | ۰/۰۳۴ | -۰/۰۲۶ |

**جدول شمارة (۱۱) : بارهای کانونی تعدیل شده مجموعه دو (متغیرهای مستقل)**

| بارهای کانونی تعدیل شده مجموعه ۲ | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| متغیرها | تابع ۱ | تابع ۲ | تابع ۳ | تابع ۴ | تابع ۵ |
| امید به زندگی | -۰/۸۲۱ | -۰/۱۸۲ | ۰/۰۳۲ | ۰/۰۳۰ | -۰/۰۸۷ |
| سواد | -۰/۶۷۰ | -۰/۳۷۲ | ۰/۰۱۴ | ۰/۰۳۹ | -۰/۱۱۲ |
| تولید ناخالص داخلی | ۰/۴۸۶ | ۰/۳۶۱ | -۰/۲۳۵ | -۰/۰۵۵ | -۰/۱۴۸ |
| شهری شدن | -۰/۷۶۷ | -۰/۳۰۸ | -۰/۰۱۱ | -۰/۰۰۳ | -۰/۰۸۰ |
| برق صنعتی | -۰/۷۸۸ | -۰/۲۴۵ | ۰/۰۶۴ | -۰/۰۲۷ | -۰/۰۸۷ |

اطلاعات مندرج در دو جدول پیشین بر این امر دلالت دارد که علی‌رغم تعدیل شدن داده‌ها، همانند جداول شماره‌های(۸) و (۹)، می‌توان نتایج پیشین را تأیید نمود. بدین معنا که براساس داده‌های مندرج در این جداول نیز می‌توان همان نتایج قبلی را استخراج نمود.

در انتهای این بخش نیز لازم است که نسبت واریانس توضیح داده شده بین متغیرهای اصلی تحقیق با خود و یکدیگر آورده شود که جدول زیر برای همین مقصود تعبیه شده است.

**جدول شمارة (۱۲) : نسبت واریانس توضیح داده شده میان متغیرهای تحقیق**

| نسبت واریانس توضیح داده شده | | | | |
|---|---|---|---|---|
| مجموعه (۲) به‌وسیلهٔ مجموعه (۱) | مجموعه (۲) به‌وسیلهٔ خود | مجموعه (۱) به‌وسیلهٔ مجموعه (۲) | مجموعه (۱) به‌وسیلهٔ خود | متغیر کانونی |
| ۰/۵۱۳ | ۰/۶۳۷ | ۰/۶۹۴ | ۰/۸۶۱ | 1 |
| ۰/۰۹۱ | ۰/۱۹۱ | ۰/۰۰۵ | ۰/۰۱۱ | 2 |
| ۰/۰۱۲ | ۰/۰۳۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۴ | 3 |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۰ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۱ | 4 |
| ۰/۰۱۱ | ۰/۱۲۷ | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۴ | 5 |

داده‌های مندرج در جدول شمارة (۱۲)، دال بر این هستند که اگر بنا باشد که نسبت واریانس هر کدام از مجموعه‌ها( مجموعه ۱ (متغیرهای وابسته)؛ مجموعه ۲ (متغیرهای مستقل) ) با خود و مجموعة دیگری مورد بررسی و آزمون قرار گیرد، باید گفت که از آنجایی که قبلاً مشخص گردید که دو تابع ابتدایی بخاطر ضریب معناداری‌شان قابل تفسیر و ارائه هستند، بنابراین در اینجا نیز شرایط اقتضا می‌کند که براساس هر دو تابع مزبور به تفسیر نتایج پرداخت که بر این مبنا می‌توان گفت که:

الف. براساس تابع(۱)، مقدار ۰/۸۶۱ واریانس متغیرهای وابسته (نابرابری اجتماعی) به‌وسیلهٔ خود این متغیر و ۰/۶۹۴ نیز به‌وسیلهٔ متغیرهای مستقل (توسعة اقتصادی _ اجتماعی) توضیح داده شده است. در مقابل نیز مقدار ۰/۶۳۷ واریانس متغیرهای مستقل (توسعة اقتصادی _ اجتماعی) به‌وسیلهٔ خود این متغیر و ۰/۵۱۳ نیز به‌وسیلهٔ متغیرهای وابسته (نابرابری اجتماعی) توضیح داده شده است.

ب. براساس تابع(۲)، مقدار ۰/۰۱۱ واریانس متغیرهای وابسته (نابرابری اجتماعی) به‌وسیلهٔ خود این متغیر و ۰/۰۰۵ نیز به‌وسیلهٔ متغیرهای مستقل (توسعة اقتصادی _ اجتماعی) توضیح داده شده است. در مقابل نیز مقدار ۰/۱۹۱ واریانس متغیرهای مستقل (توسعة اقتصادی _ اجتماعی) به‌وسیلهٔ خود این متغیر و ۰/۰۹۱ نیز به‌وسیلهٔ متغیرهای وابسته (نابرابری اجتماعی) توضیح داده شده است.

## ۷ بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر به‌دنبال مرور انواع دیدگاه و مدل‌های نظری که در ارتباط میان توسعه‌یافتگی و نابرابری اجتماعی ارائه و مطرح شده‌اند، سعی نمود که با تکیه بر روش تطبیقی کمی درون‌کشوری، مطالعه‌ای بر روی کشور ایران در دوران پساانقلابی صورت دهد. قلمروی مکانی و زمانی پژوهش به‌ترتیب کشور ایران از سال ۱۳۶۸ (ابتدای دوران دولت سازندگی) تا ۱۳۹۸ (انتهای دوران دولت اعتدال در این تحقیق) بوده است که تلاش محقق نوعی بررسی از حیث تأثیر توسعه‌یافتگی اقتصادی _ اجتماعی بر متغیر نابرابری اجتماعی بوده است که در آن برای متغیر توسعه‌یافتگی اقتصادی _ اجتماعی، پنج معرف امید به زندگی، نسبت باسوادان، تولید ناخالص داخلی، نسبت شهرنشینی و مصرف برق صنعتی و برای

متغیر نابرابری اجتماعی نیز شش معرف ضریب جینی، دهک، بیستک، تیل، پالما و اتکینسون در نظر گرفته شده است که با توجه به اینکه تعداد متغیرهای مستقل و وابسته در این مطالعه بیش از یک مورد بود، ترجیح داده شد تا با تکیه بر تحلیل همبستگی کانونیکال که مناسب‌ترین آزمون براساس داده و متغیرها بود، به بررسی چنین ارتباطی پرداخت. چنانچه نتایج نهایی این تحقیق دال بر این بود که از میان پنج تابع مختلف از حالت‌های ممکن تأثیرگذاری مجموعه متغیرهای سازندۀ توسعۀ اقتصادی _ اجتماعی بر مجموعه متغیرهای سازندۀ نابرابری اجتماعی فقط دو تابع توانستند حدنصاب معناداری آماری را به‌دست آورند. چنانچه در مورد تابع نخست می‌توان گفت که مقدار ضریب همبستگی کانونیکال آن معادل ۰/۸۹۸ بوده است که واجد ریشۀ کانونی معادل با ۰/۸۰۶ بود که این بدان معنا بود که حدود ۸۱ درصد کل واریانس مشاهدات این تحقیق توسط ریشۀ اصلی اول بیان شده است که این مقدار دال بر این بوده است که شاخص‌های اصلی مربوط به متغیر توسعۀ اقتصادی _ اجتماعی، حدود ۸۱ درصد از تغییرات شاخص‌های اصلی مربوط به متغیر نابرابری اجتماعی را پیش‌بینی و تبیین نموده‌اند. همچنین می‌توان اضافه نمود که مقدار ضریب همبستگی کانونیکال تابع دوم نیز معادل ۰/۶۹۲ بود که با توجه به سطح معناداری آن، قابل تفسیر بود.

***این اثر تحت حمایت مادی صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور (INSF) برگرفته شده از طرح شمارۀ " ۴۰۰۳۷۵۴ " انجام شده است.**

## منابع

استیگلیتز، جوزف و میر، جرالد (۱۳۸۲). *پیشگامان اقتصاد توسعه، آینده در چشم انداز* . ویراسته کاظم فرهادی . ترجمه ی غلامرضا آزاد. تهران: نشر نی. چاپ اول.

اشرفی ، سکینه ، بهبودی ، داود و دژپسند، فرهاد (۱۳۹۷). بررسی رابطة غیرخطی نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی : مطالعة موردی ایران . *نظریه های کاربردی اقتصاد*، سال پنجم (۳) : ۲۱-۴۲.

باترا ، راوی (۱۳۶۹). *بحران بزرگ ۱۹۹۰* . ترجمه ی محمدرضا رفعتی. تهران: دفتر مطالعات سیاسی و بین المللی وزارت امور خارجه. چاپ اول .

باقری ، فروزان (۱۳۹۴). *بررسی رابطة بین رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران*. کنفرانس بین المللی مهندسی و علوم کاربردی. https://civilica.com/doc/483390 /

تمیزی فر ، ریحانه ، ازکیا ، مصطفی و وثوقی ، منصور(۱۳۹۹). تحلیل جامعه شناختی توسعه و نابرابری در ایران. *مطالعات جامعه شناختی*، (۵۶) : ۳۱۵-۳۳۸.

چلبی ، مسعود(۱۳۷۵). *جامعه شناسی نظم : تشریح نظری نظم اجتماعی*. تهران: نشر نی.

حقیقی ، ایمان (۱۳۸۵). فراز و نشیب ها در نظریات اقتصاد توسعه. *راهبرد یاس* ، سال دوم(۵) : ۸۷-۱۱۴.

دواس ، دی.ای (۱۳۸۵). *پیمایش در تحقیقات اجتماعی* ، ترجمه ی هوشنگ نایبی. تهران: نشر نی. چاپ هفتم.

رفیع پور ، فرامرز (۱۳۸۰). *توسعه و تضاد (کوششی در جهت تحلیل انقلاب اسلامی و مسائل اجتماعی ایران)* . تهران: شرکت سهامی انتشار. چاپ پنجم.

سازمان برنامه و بودجه کشور (۱۳۹۹). *توزیع درآمد در ایران طی سالهای ۱۳۶۳ الی ۱۳۹۸*. گردآوری گزارش به وسیلة شکوفه قصوری.

طالبان ، محمدرضا (۱۳۸۹) . *جامعه شناسی سیاسی کلان*. تهران : جامعه شناسان ، چاپ اول.

طالبان ، محمدرضا (۱۳۹۲) . *دین پژوهی تجربی* . تهران: معاونت پژوهشی پژوهشکده امام خمینی (س) و انقلاب اسلامی . چاپ اول.

عجم اوغلو ، دارون و رابینسون ، جیمز. ای(۱۳۹۳). *چرا ملت ها شکست می خورند ؟ ریشه های قدرت ، ثروت و فقر* . ترجمه ی محسن میردامادی، محمدحسین نعیمی پور و سیدعلیرضا بهشتی شیرازی ، تهران: انتشارات روزنه . چاپ اول.

کرلینجر ، فردریک نیکلز و پدهازور، الازارجی (۱۳۶۶). *رگرسیون چند متغیری در پژوهش رفتاری* ، ترجمه ی حسن سرایی ، تهران: مرکز دانشگاهی، جلد دوم، چاپ اول.

گرب ، ادوارد (۱۳۷۳). *نابرابری اجتماعی : دیدگاه های نظریه پردازان کلاسیک و معاصر* . ترجمه ی محمد سیاهپوش و احمدرضا غروی زاد ، تهران: نشر معاصر ، چاپ اول.

لیست ، فردریک (۱۳۷۸). *اقتصاد ملی _ اقتصاد جهانی* . ترجمه ی عزیز کیاوند . تهران: دیار . چاپ اول.

مرکز آمار و اطلاعات کشور(۱۳۹۸-۱۳۶۸) . سال نامه های آماری کشور.

مهرگان ، نادر ، موسایی ، میثم و کیهانی حکمت ، رضا (۱۳۸۷). رشد اقتصادی و توزیع درآمد در ایران. *رفاه اجتماعی* ، دوره ۷ (۲۸) : ۵۷-۷۷.

مؤمنی ، فرشاد (۱۳۹۶). *عدالت اجتماعی ، آزادی و توسعه در ایران امروز* . تهران: نشر و نگار ، چاپ اول.

Ram. R. (1988). Economic development income inequality world development .*Economic Development and Cultural Change Journal* .The University of Chicago Press,16 (11): 22-48.

Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*. 45(1), 1-28.

Ram, R. (1997). Level of economic development and income inequality: evidence from the postwar developed world. *Southern Economic Journal*, 64(2): 576-583.